

Estudo da lista de espera cirúrgica do Hospital Espírito Santo de Évora

Cláudia Rosa

Manuela M. Oliveira

Carlos A. Braumann

Departamento de Matemática, Universidade de Évora

Walter Fialho

Hospital Espírito Santo de Évora

Resumo: Neste trabalho aborda-se a análise de dados de sobrevivência no estudo dos tempos de espera cirúrgicos dos inscritos na lista de espera cirúrgica do Hospital Espírito Santo de Évora. A metodologia subjacente à Análise de Sobrevivência tem a particularidade de tratar observações censuradas, na medida em que a constatação do acontecimento de interesse nem sempre é possível. Algumas distribuições paramétricas são ajustadas. A estimação não-paramétrica através do estimador de Kaplan-Meier é também abordada.

Palavras-chave: tempos de espera, análise de sobrevivência.

Abstract: Survival analysis is used to study the waiting times for surgery for people registered on the surgical waiting list of the Hospital Espírito Santo de Évora. The methodology behind survival analysis has the advantage of being able to handle censored observations, which arise when the realization of the event under consideration is not ascertainable. Some parametric distributions are adjusted. Nonparametric estimation using the Kaplan-Meier estimator is also used.

Keywords: waiting times, survival analysis

1 Introdução

O problema das listas de espera cirúrgicas nos hospitais do Serviço Nacional de Saúde (SNS), motivado pelo difícil acesso aos serviços públicos, constitui actualmente um dos mais relevantes problemas existentes em Portugal e penaliza fortemente os grupos sociais mais desfavorecidos económica e geograficamente. O conhecimento desta realidade e a identificação dos pontos críticos constitui um desafio e um imperativo.

Com o avolumar das listas de espera cirúrgicas, tornou-se, cada vez mais, necessário encontrar soluções para tentar pôr fim a este grave problema. Foi com esse objectivo que foram criados, em diferentes períodos temporais, alguns projectos específicos de recuperação das listas de espera, tais como, o Programa de Promoção do Acesso (PPA), o Programa Especial de Combate às Listas de

Espera Cirúrgicas (PECLEC) e o Sistema Integrado de Gestão das Listas de Inscritos para Cirurgias (SIGIC).

O presente trabalho visa, no âmbito da análise de sobrevivência, estudar os tempos de espera cirúrgicos relativamente à lista de espera cirúrgica do Hospital Espírito Santo de Évora (HESE), tendo em conta todos os utentes inscritos entre 01/01/2000 e 31/12/2005 e que no fim deste período continuam em espera ou já têm o seu caso resolvido. Este período é abrangido pelos três programas de recuperação de listas de espera referidos anteriormente. As especialidades cirúrgicas incluídas nesta lista de espera são a Cirurgia Geral, a Cirurgia Plástica, a Ginecologia, a Oftalmologia, a Otorrinolaringologia (ORL), a Ortopedia, a Pediatria Cirúrgica e a Urologia.

Neste artigo começamos por apresentar, na secção 2, alguns conceitos básicos de Análise de Sobrevivência e as questões de estimação paramétrica (por máxima verosimilhança) e não-paramétrica (estimador de Kaplan-Meier).

Na secção 4 estudamos os tempos de espera cirúrgicos relativamente à lista de espera cirúrgica do Hospital Espírito Santo de Évora. A secção 5 apresenta as considerações finais.

2 Análise de sobrevivência

2.1 Introdução

A análise de sobrevivência tem como objectivo o estudo de dados de sobrevivência. Este tipo de análise tomou uma posição de destaque nas últimas duas décadas devido ao elevado número de métodos desenvolvidos que podem ser aplicados em áreas tão diversas como a psicologia, a física, a economia, a criminologia, as ciências biomédicas, etc.

Os dados analisados segundo a metodologia da análise de sobrevivência são habitualmente designados por tempos de sobrevivência ou tempos de vida (no nosso caso correspondem aos tempos de espera dos utentes pela cirurgia) e descrevem o tempo decorrido desde um instante inicial preciso (o momento em que cada utente é inscrito na lista de espera cirúrgica) até à ocorrência de um determinado acontecimento designado habitualmente por morte ou falha (no nosso caso, realização da cirurgia).

Uma das dificuldades que surge na análise de dados que representam tempos de vida é a impossibilidade de, para certos indivíduos, ser observado o instante da morte durante o período em que se encontram em observação. Esta observação incompleta do tempo de vida é designada por censura. No nosso caso corresponde aos utentes que no fim do período em estudo ainda continuam em lista de espera.

Seja T uma variável aleatória (v.a.) contínua e não-negativa que representa o tempo de vida de um indivíduo proveniente de uma população homogénea. A sua distribuição pode ser univocamente especificada através da função densidade de probabilidade (f.d.p.) $f(t)$, da função de sobrevivência

$$S(t) = P(T \geq t) = \int_t^{+\infty} f(u)du, \quad t \geq 0$$

ou através da função hazard

$$h(t) = \lim_{\Delta_t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta_t | T \geq t)}{\Delta_t} = \frac{f(t)}{S(t)}, \quad t \geq 0$$

2.2 Modelos de sobrevivência paramétricos

Os tempos de vida podem ser modelados segundo uma distribuição conhecida, parametrizada. A estimação do modelo consiste na estimação do vector de parâmetros que caracteriza a distribuição. Considerámos as seguintes distribuições

- Distribuição exponencial - esta distribuição tem sido bastante utilizada, sobretudo em estudos de fiabilidade relacionados, por exemplo, com componentes electrónicas. É também utilizada em alguns estudos médicos, embora numa perspectiva mais limitada pelo facto da função hazard não variar ao longo do tempo. Se a distribuição da v.a. T é exponencial de parâmetro $\lambda > 0$ tem-se, para $t \geq 0$,

$$f(t) = \lambda \exp(-\lambda t), \quad S(t) = \exp(-\lambda t), \quad h(t) = \lambda.$$

A função hazard constante reflecte a falta de memória da distribuição exponencial.

- Distribuição de Weibull - esta distribuição é uma das distribuições mais utilizadas em análise de sobrevivência pela sua simplicidade e flexibilidade, tendo vasta aplicação em estudos clínicos. Se T é uma v.a. com distribuição de Weibull com parâmetro de escala $\lambda > 0$ e parâmetro de forma $\beta > 0$, tem-se, para $t \geq 0$,

$$f(t) = \lambda\beta(\lambda t)^{\beta-1} \exp(-(\lambda t)^\beta), \quad S(t) = \exp(-(\lambda t)^\beta), \quad h(t) = \lambda\beta(\lambda t)^{\beta-1}$$

A função hazard assume formas diversas consoante o valor do parâmetro β .

2.3 Estimação dos parâmetros da função de sobrevivência

No caso de se pretender ajustar um modelo paramétrico a uma amostra de tempos de vida, pode utilizar-se o método da máxima verosimilhança para obter as estimativas dos parâmetros do modelo. Os tempos de vida completos e os censurados contribuem de formas diferentes para a função de verosimilhança.

Considere-se então que, numa amostra constituída por n tempos de vida $t_1, t_2, \dots, t_n$, d corresponde ao número de observações completas, sendo D o conjunto dos índices associados a essas observações, e $n - d$ corresponde ao número de observações censuradas, sendo C o conjunto dos índices associados a essas observações. A função de verosimilhança é então

$$L(\theta) = \prod_{i \in D} f(t_i; \theta) \prod_{j \in C} S(t_j; \theta) = \prod_{i=1}^n [f(t_i; \theta)]^{\delta_i} [S(t_i; \theta)]^{1-\delta_i},$$

onde θ é o vector de parâmetros a estimar e δ_i é o indicador de censura, sendo

$$\delta_i = \begin{cases} 1 & \text{se } t_i \text{ é tempo de vida} \\ 0 & \text{se } t_i \text{ é tempo de censura.} \end{cases}$$

No caso em que a distribuição é exponencial, o logaritmo da função de verosimilhança é dado por

$$\ln L(\lambda) = -\lambda \sum_{i=1}^n t_i + d \ln \lambda,$$

pelo que o estimador de máxima verosimilhança de λ é

$$\hat{\lambda} = \frac{d}{\sum_{i=1}^n t_i}.$$

No caso em que $t_1, \dots, t_n$ é uma amostra aleatória de uma população com distribuição de Weibull de parâmetros λ e β , dos quais d correspondem a tempos de vida observados, o logaritmo da função de verosimilhança é:

$$\ln L(\lambda, \beta) = d \ln \beta + d \beta \ln \lambda + (\beta - 1) \sum_{i=1}^n \delta_i \ln t_i - \lambda^\beta \sum_{i=1}^n t_i^\beta.$$

Derivando em ordem a λ e a β e igualando a zero, obtem-se, pondo $\gamma = \lambda^\beta$ e $\hat{\gamma} = \hat{\lambda}^\beta$, o seguinte sistema de equações:

$$\hat{\gamma} = \frac{d}{\sum_{i=1}^n t_i^\beta}$$

e

$$\hat{\beta} = \frac{n}{\hat{\lambda} \sum_{i=1}^n t_i^\beta \ln t_i - \sum_{i=1}^n \delta_i \ln t_i}.$$

2.4 Estimação não-paramétrica

Em alternativa aos métodos paramétricos referidos na secção anterior, vamos agora considerar um método não-paramétrico, nomeadamente o de Kaplan-Meier. Os métodos não-paramétricos não se baseiam em qualquer hipótese específica sobre a distribuição subjacente aos tempos de vida.

Recorrer ou não a métodos paramétricos é uma dúvida que surge muitas vezes na análise de dados de sobrevivência e para cada caso há uma resposta diferente. Se por um lado, o estimador de Kaplan-Meier constitui uma representação descritiva não-paramétrica dos tempos de sobrevivência bastante valiosa, em alguns casos os modelos exponencial e Weibull (ou outros) ajustam-se bastante bem e permitem uma descrição muito mais concisa e útil. A dimensão da amostra e o comportamento das distribuições do tempo de sobrevivência e de censura condicionam o tipo de métodos a utilizar. Em Ghitany *et al.* (1995), é apresentado um estudo de comparação entre estimadores paramétricos e não-paramétricos.

Estimação de Kaplan-Meier

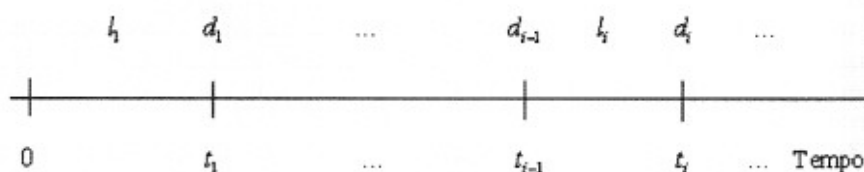
Se não houver observações censuradas numa amostra de dimensão n (amostra completa), a função de sobrevivência é estimada pela função de sobrevivência empírica

$$\hat{S}(t) = \frac{n^{\circ} \text{observações} > t}{n}, \quad t \geq 0.$$

Suponhamos que temos uma amostra dos tempos de vida censurados de n indivíduos. Consideremos os instantes de morte (no nosso caso corresponde ao momento em que o utente é operado) distintos ordenados $t_1 < t_2 < \dots < t_d$, com $d \leq n$, e para cada $t_i, i = 1, \dots, d$, defina-se:

- d_i : número de mortes ocorridas no instante t_i ;
- l_i : número de observações censuradas no intervalo de tempo $[t_{i-1}; t_i[$;
- r_i : número de indivíduos em risco imediatamente antes de t_i , isto é, indivíduos vivos e não censurados
- t_0 e $t_{d+1} = +\infty$;

que se dispõem cronologicamente de acordo com o seguinte esquema



Nestes termos tem-se que

$$r_1 = n - l_1$$

e que

$$r_i = n - (d_1 + \dots + d_{i-1}) - (l_1 + \dots + l_i), \text{ para } i = 2, \dots, d.$$

O estimador de Kaplan-Meier, também conhecido por estimador "product-limit", é de um estimador não paramétrico para a função de sobrevivência dado por,

$$\hat{S}(t) = \begin{cases} 1 & \text{se } 0 \leq t < t_1 \\ \prod_{\{i: t_i \leq t\}} (1 - \frac{d_i}{r_i}) & \text{se } t \geq t_1 \end{cases}$$

Em Maller e Zhou (1996) são apresentadas as propriedades mais importantes do estimador de Kaplan-Meier, nomeadamente o conceito geral de consistência.

2.5 Comparação de curvas de sobrevivência

Para comparar duas funções de sobrevivência, podemos usar o teste log-rank, teste não-paramétrico que pertence à classe dos testes de ordem (rank test). Nesta classe de testes, a estatística de teste é função das ordens das observações e não dos seus valores reais. Permite detectar possíveis diferenças entre dois grupos, 1 e 2, relativamente à distribuição do tempo de sobrevivência, com base em duas amostras de dimensão n_1 e n_2 , respectivamente. Pretende-se testar $H_0 : S_1(t) = S_2(t)$ vs $H_1 : S_1(t) \neq S_2(t)$ em que $S_j(t)$ é a função de sobrevivência do grupo j , $j = 1, 2$.

Peto e Pike (1973) sugeriram a seguinte forma para a estatística de teste log-rank:

$$X_{\log\text{-rank}} = \sum_{j=1}^2 \frac{(O_j - E_j)^2}{E_j},$$

onde $O_j = \sum_{i=1}^d d_{ji}$ e $E_j = \sum_{i=1}^d e_{ji} = \sum_{i=1}^d \frac{r_{ji}d_i}{r_i}$ são, respectivamente, o valor observado e o valor esperado do número de mortes do grupo j ($j = 1, 2$).

Sob H_0 , $X_{\log\text{-rank}}$ tem distribuição assintótica qui-quadrado com um grau de liberdade. Rejeita-se a hipótese de igualdade entre as duas curvas de sobrevivência se $X_{\log\text{-rank}} > \chi^2_{1-\alpha}$, onde $\chi^2_{1-\alpha}$ é o quantil de probabilidade $1 - \alpha$ da distribuição acima referida. O teste log-rank é bastante potente na detecção de diferenças entre duas curvas de sobrevivência quando a razão entre as funções hazard é aproximadamente constante com a progressão no tempo.

3 Aplicação aos dados dos tempos de espera cirúrgica

Vamos aplicar os métodos da análise de sobrevivência aos dados dos tempos de espera pela cirurgia na lista de espera cirúrgica do Hospital do Espírito Santo de Évora para os utentes inscritos entre 01/01/2000 e 31/12/2005 e que no fim deste período continuam em espera ou já têm o seu caso resolvido. O número total de doentes abrangidos foi de $n = 8949$, dos quais $d = 7400$ foram objecto de cirurgia durante o período em causa e os restantes podem considerar-se casos censurados (a cirurgia não ocorreu até ao final do período de estudo). Por razões de espaço, apresentaremos os resultados obtidos para algumas especialidades, sendo as conclusões para outras especialidades qualitativamente semelhantes.

3.1 Métodos paramétricos

Na Tabela 1 e Tabela 2 apresenta-se a estimativa do parâmetro para o modelo exponencial e para o modelo Weibull e o resultado do teste qui-quadrado de ajustamento destes modelos relativamente a todas as especialidades. Não tendo sido possível determinar analiticamente os estimadores para o modelo Weibull foi necessário fazê-lo numericamente tendo-se utilizado o método numérico de Newton-Raphson.

Tabela 1: Estimação do parâmetro λ para o modelo exponencial relativamente a todas as especialidades.

	λ	Log-Verosimilhança	χ^2	g.l.	p-value
Cirurgia Geral	0,00553	-15948,74	261,27	10	0,000
Cirurgia Plástica	0,00562	-1805,97	213,35	10	0,000
Ginecologia	0,00976	-6920,97	124,69	10	0,000
Oftalmologia	0,00343	-8911,87	126,11	10	0,000
ORL	0,00245	-1554,87	38,05	10	0,000
Ortopedia	0,00459	-6115,15	243,14	10	0,000
Pediatria	0,00535	-4767,50	88,00	10	0,000
Urologia	0,00457	-2180,95	105,51	10	0,000

Tabela 2: Estimação dos parâmetros λ e β para o modelo Weibull relativamente a todas as especialidades.

	λ	β	Log-V.	χ^2	g.l.	p-value
Cirurgia Geral	0,0254	0,569	-15967,70	0,000	9	0,000
Cirurgia Plástica	0,000456	0,027	-1436,58	2638,04	9	0,000
Ginecologia	0,00339	0,036	-6365,35	1777,54	9	0,000
Oftalmologia	0,0334	0,689	-11695,67	0,000	9	0,000
ORL	0,0276	0,589	-26210,74	0,000	9	0,000
Ortopedia	0,00128	0,026	-6676,41	1832,09	9	0,000
Pediatria	0,00195	0,023	-6930,59	365,11	9	0,000
Urologia	0,00327	0,5787	-1984,65	209,29	9	0,000

A análise das Tabelas 1 e 2 permite-nos concluir, pelo teste do qui-quadrado, que os dados seguem uma distribuição que difere de forma altamente significativa quer da distribuição exponencial quer da distribuição de Weibull, qualquer que seja a especialidade.

Daqui por diante, os cálculos foram feitos no software STATISTICA versão 6.0, módulo de Análise de Sobrevivência.

Os gráficos da Figura 1 apresentam o histograma dos tempos de espera para as especialidades de Cirurgia Geral e ORL, podendo observar-se a qualidade do ajustamento do modelo exponencial.

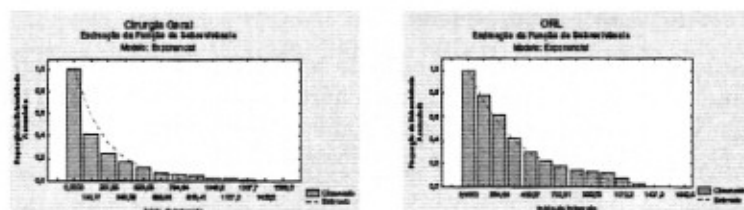


Figura 1: Estimação da f.d.p. e ajustamento do modelo exponencial.

Como podemos encarar este problema como uma fila de espera, seria natural considerar uma distribuição de tempos de espera assintóticos que mistura uma exponencial com uma distribuição concentrada na origem. Claro que esta fila não segue uma distribuição clássica de o primeiro a chegar ser o primeiro a ser atendido, antes é dada prioridade aos casos urgentes. Daí termos tentado retirar os casos de atendimento no próprio dia ou dia seguinte (considerados urgentes) e analisar o tempo remanescente de espera dos restantes casos para verificar se seguem uma distribuição exponencial. Também aqui o teste qui-quadrado rejeita essa hipótese. O ajustamento pela distribuição de Weibull pouco melhora relativamente à exponencial. O mesmo se passa com as outras especialidades cirúrgicas.

Os gráficos da Figura 2 apresentam a função hazard e a tentativa de ajustamento do modelo exponencial relativamente às especialidades de Cirurgia Geral e ORL.

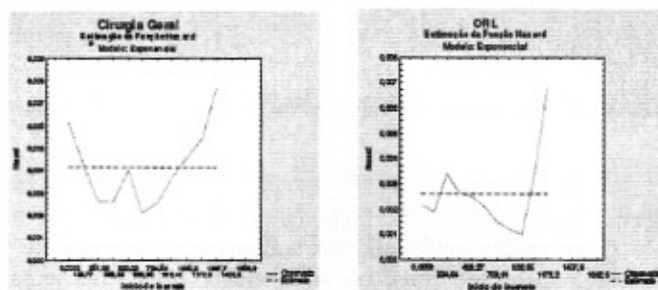


Figura 2: Estimação da função hazard e ajustamento do modelo exponencial.

A função hazard tem um comportamento que não se enquadra nas distribuições clássicas, pelo que se optou antes pela utilização de modelos não-paramétricos.

3.2 Métodos não paramétricos

A estimação não-paramétrica da função de sobrevivência é baseada no método de Kaplan-Meier. Os gráficos da Figura 3 apresentam a estimação da função de sobrevivência, através do estimador de Kaplan-Meier, para as especialidade de Cirurgia Geral, Cirurgia Plástica, Ginecologia e ORL.

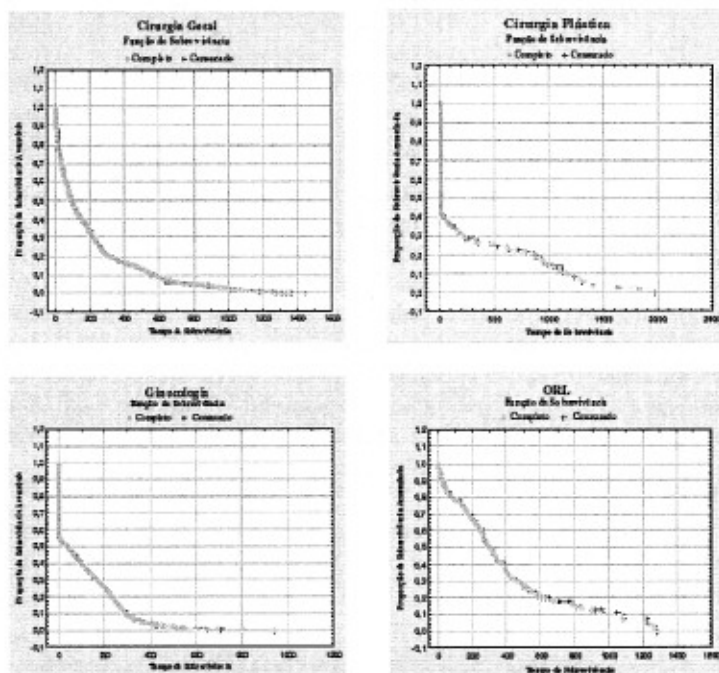


Figura 3: Estimação da função de sobrevivência através do estimador de Kaplan-Meier.

Pela observação da Figura 3, verificamos que nas especialidades de Cirurgia Plástica e de Ginecologia, a função de sobrevivência apresenta uma queda bastante acentuada aos zero dias, ou seja, existe uma grande probabilidade de que a cirurgia se realize no dia em que o utente entra para a lista de espera, o que se supõe corresponder a casos urgentes.

Exceptuando o caso da Cirurgia Plástica, em que mais de 50% dos casos foram atendidos no próprio dia ($T < 1$), verifica-se que 50% dos casos são atendidos nos primeiros 100 dias, 40 dias ou 300 dias conforme a especialidade de Cirurgia Geral, de Ginecologia ou de ORL. Há, porém, um número considerável de casos com esperas muito mais longas.

Em relação às restantes especialidades, cujos gráficos não mostramos por

falta de espaço, podemos concluir que cerca de 50% dos casos são atendidos nos primeiros 250 dias, 150 dias, 180 dias ou 100 dias conforme a especialidade seja de Oftalmologia, de Ortopedia, de Pediatria Cirúrgica ou de Urologia. Há, porém, um número considerável de casos com esperas muito mais longas.

Aplicámos o teste log-rank a cada par de especialidades para comparação das funções de sobrevivência. Para o nível de significância de 5% não se rejeita a hipótese de igualdade das funções de sobrevivência para os seguintes pares de especialidades: ORL-Ortopedia; Oftalmologia-Pediatria; Ortopedia- Urologia; e Geral-Plástica. Para os restantes pares de especialidades, houve rejeição da igualdade das funções de sobrevivência.

4 Considerações finais

A modelação do tempo de espera por uma cirurgia foi feita segundo uma distribuição parametrizada, tendo sido ajustadas as distribuições exponencial e de Weibull tendo-se concluindo que nenhuma delas se ajusta satisfatoriamente aos dados observados. Da observação da função hazard, parece que o esforço para a resolução das filas de espera incide principalmente, como era de esperar, nos pacientes que há mais tempo estão na lista. No entanto, verificou-se, nalguns casos, que o esforço de resolução relativamente aos pacientes recentes também teve valores elevados da função hazard. Isto pode ser parcialmente explicado por um período onde as listas ainda não estavam congestionadas e o atendimento era relativamente rápido, mas deve-se certamente em boa parte aos casos de cirurgias urgentes. Verifica-se ainda que o número de dias para atender 50% dos casos varia bastante de especialidade para especialidade. Aliás, o teste log-rank mostra diferenças significativas entre as curvas de sobrevivência para vários pares de especialidades. Para mais pormenores sobre os dados e sua análise pode ver-se Rosa, (2006).

Agradecimentos

Manuela M. Oliveira e Carlos A. Braumann são membros do Centro de Investigação em Matemática e Aplicações da Universidade de Évora (CIMA-UE), financiado no âmbito do FEDER pelo Programa de Financiamento Plurianual da FCT.

Os Autores agradecem os úteis comentários feitos pelo Referee, que contribuíram para a melhoria do artigo.

Referências

- [1] Ghitany, M. E., Maller, R. A. e Zhou, S. (1995). Estimating the proportion of immunes in censored samples: a simulation study. *Statistics in Medicine*. Vol.14, p.39 – 49.

- [2] Maller, R. A. e Zhou, S. (1996). *Survival Analysis with Long-Term Survivors*. Wiley, New York.
- [3] Peto, R., Pike, M.C. (1973). Conservatism of the approximation $(O - E)^2/E$ in the log rank test for survival data or tumor incidence data. *Biometrics*, 29, 579 – 584.
- [4] Rosa, C. (2006). *Lista de espera cirúrgica do Hospital Espírito Santo de Évora*. Trabalho fim de curso. Universidade de Évora.

Estatística Ciência Interdisciplinar

Actas do XIV Congresso Anual da
Sociedade Portuguesa de Estatística

XIV CONGRESSO
Sociedade
Portuguesa de

estatística
Universidade de Brasília

Editores

Maria Eugénia Ferrão
Célia Nunes
Carlos A. Braumann

Estatística Ciência Interdisciplinar

Actas do XIV Congresso Anual da
Sociedade Portuguesa de Estatística

Covilhã, 27 a 30 de Setembro de 2006

Editores: Maria Eugénia Ferrão
Célia Nunes
Carlos A. Braumann

Ano 2007
EdiçõesSPE

© 2007, Sociedade Portuguesa de Estatística

Editores: Maria Eugénia Ferrão, Célia Nunes, Carlos A. Braumann

Título: *Estatística: Ciência Interdisciplinar. Actas do XIV Congresso Anual da Sociedade Portuguesa de Estatística*

Editora: Sociedade Portuguesa de Estatística

ISBN: 978-972-8890-12-4

Concepção Gráfica da Capa: LUPIM Design

Impressão: Novelgráfica

Tiragem: 500 exemplares

Depósito legal: 260676/07